

中国实际产出增长率及其不确定性中的长期记忆性和相关性测度

刘金全 隋建利 闫 超

(吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

摘要: 文章基于中国 1991 年 1 月至 2008 年 12 月工业增加值增速数据, 运用 $ARFMA-FIGARCH$ 模型对实际产出增长率的动态变化过程进行测度, 发现中国工业增加值增速的一阶矩不存在长期记忆性, 而其二阶矩存在显著的长期记忆性, 这意味着中国产出增长率水平序列不具有长期记忆性特征, 而产出增长不确定性序列则表现出长期记忆性; 此外, 基于 VAR 模型而获得的产出增长率及其不确定性之间的 $Granger$ 影响关系检验结果表明, 产出增长率水平对其不确定性具有显著的单向 $Granger$ 影响关系, 因此在经济政策选择时, 应充分考虑产出增长率与产出增长不确定性之间关系的特征。

关键词: 产出增长; 不确定性; 长期记忆性; $ARFMA-FIGARCH$ 模型; VAR 模型

中图分类号: F403 **文献标识码:** A **文章编号:** 0257-0246 (2010) 01-0047-09

引 言

1990 年以来, 世界范围内频繁出现的金融危机表明, 开放经济条件下的经济运行具有显著不确定性, 国家之间经济风险转移和经济危机转移的可能性一直存在。特别是 2008 年以来, 美国经济出现以“次贷危机”为先导的金融危机和全面经济衰退, 实体经济受到严重影响。于是, 开放经济条件下经济增长的不确定性受到广泛关注, 大量研究开始从国家角度来测度增长波动率与增长率之间的关系和作用问题, 监测国家经济风险已成为国家宏观经济政策的主要目标和内容。^①

但是, 目前宏观经济理论研究和实证检验尚未给出产出增长与产出增长不确定性之间关联性的确定结论。一些研究认为, 产出增长不确定性 (波动性) 与产出增长率之间是相互独立的。究其原因, 一方面, 在各种度量经济周期的模型中, 产出增长波动被普遍认为最终归因于货币冲击。另一方面, 诸如技术、知识等各种实际生产要素是导致产出增长率变化的主要原因。^② 在 Speight^③ 及 Fountas 等

基金项目: 吉林大学“985”工程和“211”工程项目; 国家自然科学基金项目 (70971055); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (08JJD790133); 教育部人文社会科学研究应急项目 (2009JYJR014); 吉林大学“985”工程研究生创新基金重点项目 (20081101)。

作者简介: 刘金全, 吉林大学商学院院长, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师, 研究方向: 经济计量学、宏观经济学; 隋建利, 吉林大学数量经济研究中心博士生, 专业方向: 经济计量学; 闫超, 吉林大学数量经济研究中心博士生, 专业方向: 经济计量学。

① Gangenji M. A., Brooks R. D. and Faff R. W., “Modeling Australia’s Country Risk: A Country Beta Approach” *Journal of Economics and Business* 2000 (52), pp. 259–276.

② Friedman M., “The Role of Monetary Policy,” *American Economic Review*, 1968 (58), pp. 1–17.

③ Speight A., “UK Output Variability and Growth: Some Further Evidence,” *Scottish Journal of Political Economy*, 1999 (46), pp. 175–184.

人^①的经验研究中也并没有发现产出增长不确定性与产出增长之间存在关联性的可靠证据。Pindyck认为,投资的不可逆性能够导致产出波动(不确定性)与产出增长率之间的负相关关系。^②Kneller和Young^③基于面板数据的研究发现产出增长不确定性能降低产出增长。Blackburn和Peltoniemi^④基于包含技术、偏好以及货币供给三个不同种类冲击的随机货币增长模型的研究表明,工资合同以及内生技术水平是影响产出的主要原因,在不考虑各种经济冲击影响的情况下,产出增长与产出波动负相关。^④

此外,大量的经济理论认为产出波动(不确定性)对产出增长具有正向影响作用。Black认为,如果具有高技术风险投资的预期收益(产出增长不确定性)显著大于风险损失,则会吸引更多的高技术风险投资(产出增长)。^⑤也就是说,产出增长不确定性与产出增长水平之间存在正向相关关系。Caporale和McKibbin^⑥Grier和Perry^⑦以及Grier等^⑧人基于美国数据的经验研究表明,产出增长不确定性与产出增长之间存在正向影响关系。Blackburn和Peltoniemi^④基于随机货币增长模型的研究说明,产出增长与产出波动之间的正向(负向)相关关系依赖于经济运行过程中的实际(名义)冲击。^⑨

在国内相关经验研究中,刘金全和张鹤在非确定性的经济环境中,利用经济增长率的绝对离差、条件标准差和在险增长水平等三种方法度量了经济增长风险和条件波动性,然后利用冲击反应函数度量了经济增长水平对于经济增长风险的动态反应,并检验了增长水平与波动性之间的影响关系。检验结果表明,经济风险性和波动性与经济增长水平之间存在显著正相关关系,由此可以推断经济周期波动性对于经济增长水平存在“溢出效应”,较高的经济波动性带来经济增长水平的“风险奖励”。^⑩而陈太明基于GARCH-M模型和广义脉冲响应函数对产出增长及产出增长不确定性进行实证分析的结果表明,产出增长不确定性与产出增长率之间存在负相关关系。^⑪另外,由于产出增长及其不确定性序列往往表现出较强的持续性特征,因此有必要对产出增长及其不确定性的变化过程加以精确刻画。

鉴于此,本文将基于两方面对产出增长过程与产出增长不确定性之间的关系进行描述和检验。首先,在采用ARFMA过程作为产出增长水平值即一阶矩测度的同时,采用与此相匹配的FIGARCH过程描述产出增长过程的二阶条件矩的动态机制,以此分析产出增长变化过程中的不确定性或波动性,从而可以利用模型假设更为灵活的ARFMA-FIGARCH模型,同时度量和检验产出增长与产出增长不确定性中存在的长期记忆性特征;其次,通过构建VAR模型,可以利用Granger影响关系检验方法以及脉冲响应函数来判断产出增长过程与产出增长不确定性之间是否存在相互影响。

一、中国产出增长率及其不确定性的长期记忆性与动态模型

我们首先描述我国产出增长动态过程的波动特征,进而通过构建时间序列动态模型,来检验我国

① Fountas S., Karanasos M., Mendoza A., "Output Variability and Economic Growth: The Japanese Case" *Bulletin of Economic Research*, 2004 (56), pp. 353-363.

② Pindyck R., "Irreversibility, Uncertainty, and Investment" *Journal of Economic Literature*, 1991 (29), pp. 1110-1148.

③ Kneller R., Young G., "Business Cycle Volatility, Uncertainty, and Long-run Growth" *The Manchester School*, 2001 (69), pp. 534-552.

④ Blackburn K., Pelloni A., "Growth Cycles and Stabilization Policy" *Oxford Economic Papers*, 2005 (57), pp. 262-282.

⑤ Black F., *Business Cycles and Equilibrium*, Basil Blackwell, New York, 1987, pp. 366-368.

⑥ Caporale T., McKibbin B., "The Fisher Black Hypothesis: Some Time-series Evidence" *Southern Economic Journal*, 1998 (64), pp. 765-771.

⑦ Grier K., Perry M., "The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some GARCH-M Evidence" *Journal of Applied Econometrics*, 2000 (15), pp. 45-58.

⑧ Grier K., Henry O., Olekalns N., Shields K., "The Asymmetric Effects of Uncertainty on Inflation and Output Growth" *Journal of Applied Econometrics*, 2004 (19), pp. 551-565.

⑨ Blackburn K., Pelloni A., "On the Relationship Between Growth and Volatility" *Economics Letters*, 2004 (83), pp. 123-127.

⑩ 刘金全、张鹤:《经济增长风险的冲击传导和经济周期波动的“溢出效应”》,《经济研究》2003年第10期。

⑪ 陈太明:《不确定性、通货膨胀与产出增长》,《经济理论与经济管理》2007年第12期。

产出增长及产出增长不确定性的长期记忆性特征。

1. 产出增长时间序列的数据描述

我们通过构建如下模型来测度我国月度工业增加值增速数据 (y_t), 样本区间为 1991 年 1 月至 2008 年 12 月, 数据来源于《中国统计月报》和《中国经济景气月报》。图 1 给出了我国工业增加值增速的时间变化路径, 其中, 工业增加值增速趋势由 HP-滤波获得, 图中的柱形图表示工业增加值增速缺口, 即工业增加值增速与工业增加值增速趋势水平之间的差距。

由图 1 可以看出, 自改革开放以来, 我国经济运行过程已经进入增长型周期阶段并且开始体现增长型周期的基本特征, 主要体现为增长率水平的长期正增长, 而没有出现负增长阶段的交替。从趋势成分的曲线轨迹还可以清楚地看出我国产出增长所体现出的阶段性及其转变。1990 年至 1995 年, 我国经济处于快速增长阶段, 而 1996 年至 1998 年, 我国经济增长完成了经济实现“软着陆”后的平稳收缩阶段; 从 1998 年开始, 我国经济增长开始了平稳增长过程中的轻微回翘, 这是一轮具有“软扩张”性质的增长过程。从 2005 年至今我国产出增长的发展态势来看, 其波动性有所增强。此外, 我们还可以观察到, 当产出增长处于较高水平时, 产出增长缺口也呈现出扩大的倾向, 这表明我国产出增长与产出增长不确定性之间可能存在显著的关联, 因此需要在进一步度量产出增长不确定性的基础上, 检验产出增长与产出增长不确定性之间的影响方式、关联方向 and 影响程度。

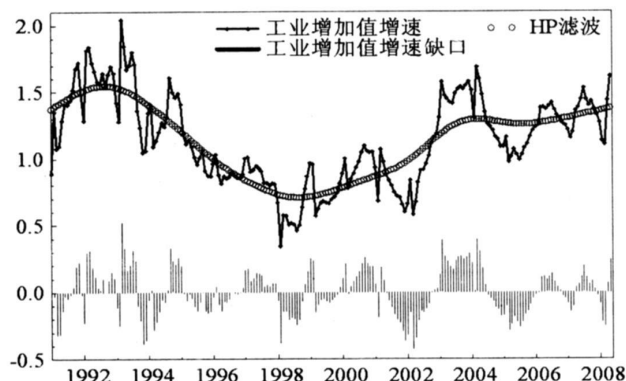


图 1 中国工业增加值增速

2. 产出增长及产出增长不确定性的长期记忆性分析方法

长期记忆性效应表现为一个序列的自相关函数缓慢衰减, 其过程服从幂法规则 (呈双曲线), 与自相关函数中呈几何衰减的短期记忆性过程 (如 ARMA 过程) 相比, 衰减速度要缓慢得多。

(1) ARFIMA 模型

Granger 和 Joyeux^① 以及 Hosking^② 等基于分数差分噪声模型提出 ARFIMA 模型。由于该模型能够模拟经济时间序列中的强持续性和长期记忆性, 因此被广泛应用于经济和金融领域, 常见的线性 ARFIMA(p, d, q) 模型定义如下:

$$\phi(L)(1-L)^d(y_t - \mu) = \theta(L)u_t \quad (1)$$

其中, $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$, $\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$, 分别为 p 阶和 q 阶滞后多项式, L 为滞后算子, π_t 为可观测样本序列, μ 为均值, 扰动项为 $u_t \sim iidN(0, \sigma^2)$, 分整算子 $(1-L)^d$ 可由二项式进行展开:

① Granger C.W. J and Joyeux F., "An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing" *Journal of Time Series Analysis* 1980 (1), pp. 15-29.

② Hosking J.R.M., "Fractional Differencing" *Biometrika*, 1981, (68), pp. 165-176.

$$(1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!}L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}L^3 + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)}L^k \quad (2)$$

其中, Γ 为伽玛函数, 用 $p+q$ 个参数描述 $ARFMA(p, d, q)$ 过程的短记忆性特征, 用参数 d 反映过程的长期记忆性特征。当 $-0.5 < d \leq 0$ 时, 序列平稳不具有记忆性; 当 $0 < d < 0.5$ 时, 序列平稳具有有限方差和长期记忆性; 当 $0.5 \leq d < 1$ 时, 序列非平稳具有无限方差和持久记忆性, 但记录了均值回归过程; 当 $d > 1$ 时, 序列将不会回复到其均值水平。

(2) FIGARCH 模型

为捕捉时间序列波动率的长期记忆性, Baillie 等将 $IGARCH$ 模型中的差分算子 $(1-L)$ 替换为分数差分算子 $(1-L)^d$, $0 < d < 1$, 提出具有长期记忆性的 $FIGARCH(r, d, s)$ 模型,^① 其形式为:

$$\alpha(L)(1-L)^d u_t^2 = \omega + (1 - \beta(L))v_t, \quad v_t = u_t^2 - \sigma_t^2 \quad (3)$$

或表示为:

$$(1 - \beta(L))\sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta(L) - \alpha(L)(1-L)^d]u_t^2 \quad (4)$$

其中, $\alpha(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_r L^r$, $\beta(L) = \beta_1 L + \dots + \beta_s L^s$ 。对所有 $i = 1, \dots, r$ 和 $j = 1, \dots, s$ 有 $\alpha_i > 0$, $\beta_j > 0$, 且满足平稳性条件: $0 \leq \sum_{i=1}^r \alpha_i \leq 1$, $0 \leq \sum_{j=1}^s \beta_j \leq 1$ 。显然, 上述 $FIGARCH$ 模型涵括了当 $d = 0$ 或 $d = 1$ 时的 $GARCH$ 和 $IGARCH$ 模型, 分整算子 $(1-L)^d$ 同 $ARFMA$ 模型的多项式展开表达式 (2) 相同。若 k 充分大, 则 $\Gamma(k-d)/\Gamma(k+1) \approx k^{-d-1}$, 无限多项式 (2) 的系数以指数形式衰减。此外, $FIGARCH$ 模型用 $r+s$ 个参数描述条件方差过程的短记忆性特征, 用参数 d 反映该过程的长期记忆性特征, 且 $0 < d < 1$ 满足可逆性条件。在 $GARCH$ 模型中, 过去信息的平方对当前条件方差的影响随滞后长度的不同以指数形式衰减, 在 $IGARCH$ 模型中, 过去信息对滞后长度的影响依然存在。但是在 $FIGARCH$ 模型中, 过去信息对当前条件方差的影响随滞后阶长度以双曲率逐渐消失。因此, 相对 $GARCH$ 和 $IGARCH$ 模型而言, $FIGARCH$ 模型能够更好地捕捉序列的波动动态结构性质。

(3) ARFMA-FIGARCH 模型

由于均值过程和条件方差过程均有可能存在长期记忆性效应, Zeynel 和 Mahir 把具有时变条件异方差的 $ARFMA$ 模型作为长期记忆性 $FIGARCH$ 模型的条件均值方程, 构造出描述时间序列及其波动的双长期记忆性 $ARFMA-FIGARCH$ 模型。^② 本文将 $ARFMA-FIGARCH$ 模型应用到我国产出增长及其不确定性的研究当中。假设产出增长序列为 $\{y_t\}_{t=1}^T$, 则 $ARFMA(p, d_m, q) - FIGARCH(r, d_v, s)$ 模型形式为:

$$\phi(L)(1-L)^{d_m}(y_t - \mu) = \theta(L)u_t, \quad u_t \sim iidN(0, \sigma_t^2) \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta(L)(\sigma_t^2 - u_t^2) + [1 - \alpha(L)(1-L)^{d_v}]u_t^2 \quad (6)$$

其中, u_t 为均值, ω 为常数项, d_m 和 d_v 分别为产出增长及其波动过程的长期记忆性参数, $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$, $\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$, $\alpha(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_r L^r$ 和 $\beta(L) = \beta_1 L + \dots + \beta_s L^s$ 分别为滞后算子多项式, 满足平稳性和可逆性条件。分整算子 $(1-L)^{d_m}$ 和 $(1-L)^{d_v}$ 仍然同 $ARFMA$ 模型的多项式展开表达式 (2) 相似:

$$(1-L)^{d_m} = 1 - d_m L + \frac{d_m(d_m-1)}{2!}L^2 + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d_m)}{\Gamma(-d_m)\Gamma(k+1)}L^k \quad (7)$$

$$(1-L)^{d_v} = 1 - d_v L + \frac{d_v(d_v-1)}{2!}L^2 + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d_v)}{\Gamma(-d_v)\Gamma(k+1)}L^k \quad (8)$$

① Baillie R. T., Bollerslev T. and Mikkelsen H., "Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics* 1996 (74), pp. 3-30.

② Zeynel A. and Mahir F., "On the Inflation-uncertainty Hypothesis in Jordan, Philippines and Turkey: A Long Memory Approach," *International Review of Economics and Finance* 2008 (17), pp. 1-12.

(4) 尾部分布形式

残差分布的假设是对模型进行极大似然估计的基础，在前面的模型中，均假设分布形式满足高斯正态分布，即扰动项 $\varepsilon_t = u_t / \sigma_t \sim iidN(0, 1)$ ，但这种假设在经济或金融数据拟合中受到极大质疑，因为很多时间序列数据具有较大尾部概率值的厚尾特征，从而使得正态分布假定可能会造成模型设定误差的出现。为解决上述问题，Bollerslev提出描述厚尾特征的分布密度函数，^① 即 *Student-t* 分布，而这种分布被广泛应用于 *GARCH* 模型中。

表 1 给出了我国工业增加值增速序列的描述性统计量。从偏度统计量和峰度统计量可以看出，我国工业增加值增速序列具有明显的“尖峰厚尾”特征，同时，*J-B* 正态性检验统计量及相应的概率 *P* 值结果进一步说明，工业增加值增速序列均显著拒绝服从正态分布的原假设，因此，在刻画工业增加值增速序列分布函数时，考虑比正态分布具有更厚尾部性质的 *Student-t* 分布非常必要。

表 1 产出增长序列的描述性统计量

均值	标准差	偏度	峰度	J-B 正态检验	
				J-B 统计量	概率 P 值
1.1359	0.3346	-1.4926	6.6984	208.01	0.0000

3. 产出增长及产出增长不确定性的长期记忆性模型估计

本文分别根据 *Akaike (AIC)* 和 *Schwartz (BIC)* 两种信息准则来确定 *ARFMA-FIGARCH* 模型的滞后阶数，信息准则值越小说明模型设定越好。*ARFMA-FIGARCH* 模型在不同滞后阶数下估计的 *AIC* 和 *BIC* 准则值结果表明，当 $p = 1, q = 1, r = 1, s = 0$ 时，产出增长序列的 *ARFMA-FIGARCH* 模型最优；表 2 给出了产出增长序列最优 *ARFMA* (p, d_m, q) - *FIGARCH* (r, d_v, s) 模型的参数估计结果，在此仍然采用 *Student-t* 分布来刻画序列的“尖峰厚尾”分布特征。估计结果表明，度量产出增长长期记忆性的参数 d_m 不显著，而度量产出增长不确定性长期记忆性的参数 d_v 非常显著。

表 2 ARFMA-FIGARCH 模型估计

ϕ_1	θ_1	μ	d_m	ω	α_1	d_v	v	$logL$
0.9401**	-0.3035**	1.1393*	-0.0435	0.0166+	0.0590	0.8568**	2.3718**	76.49
(0.0301)	(0.0692)	(0.0944)	(0.0932)	(0.0100)	(0.0301)	(0.2348)	(0.1958)	

说明：“***”、“*”和“+”分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著；括弧内数值为参数估计值的对应标准差。

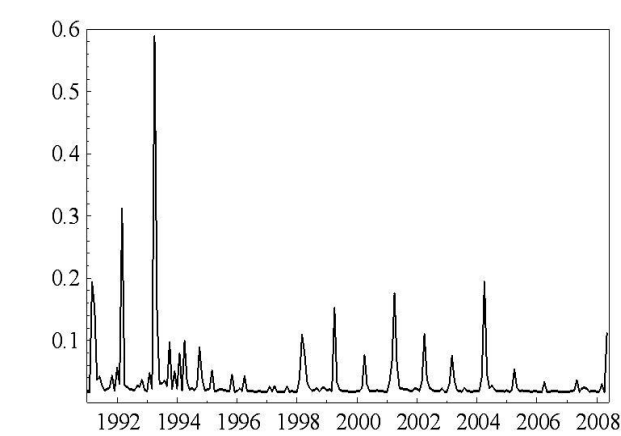


图 2 产出增长不确定性 (条件异方差 $\times 10^{-4}$)

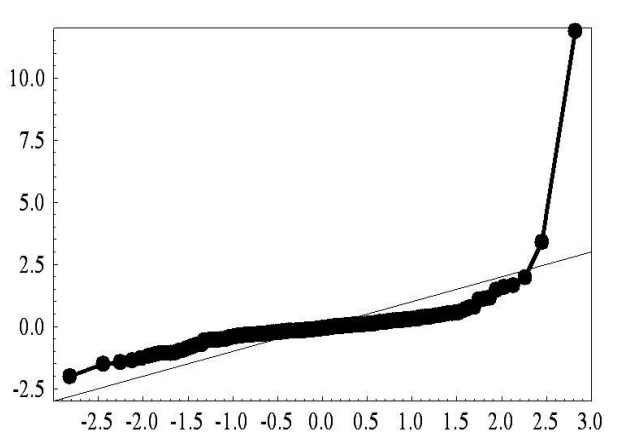


图 3 标准化残差的 Q-Q 图

① Bollerslev T., “A Conditionally H eteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return ” *Review of Economics and Statistics*, 1987 (69), pp. 542-547.

©1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

图 2和图 3分别给出了利用 *ARFIMA – FIGARCH* 模型对产出增长序列进行估计而得到的条件异方差 σ_t^2 估计结果的时间动态轨迹以及对对应标准化残差 u_t/σ_t 的 $Q-Q$ 图。我们可以将如图 2所示的条件异方差 σ_t^2 作为产出增长不确定性的度量, 与图 1对比可以发现, 我国产出增长水平与产出增长不确定性有着相似的变化趋势, 当产出增长处于较高水平时, 产出增长不确定性也处于较高水平。特别在 1990年至 1995年以及 1998年至 2005年我国经济处于快速增长阶段时, 产出增长变化也表现出较大程度的不确定性。我们计算了产出增长序列 $\{y_t\}$ 和产出增长不确定性序列 $\{\sigma_t^2\}$ 之间的相关系数, 该相关系数为 0.4453 这体现出两者之间较强的正相关关系, 但此时尚无法判断它们之间的影响方向。此外, 由图 3可以看出, 标准化残差 $Q-Q$ 图的尾部能够鲜明地体现出许多异常值的存在, 这也进一步证明本文所采用的 *Student-t* 分布较正态残差分布能够更好地捕捉到产出增长及其不确定性序列的长期记忆性特征。

二、中国产出增长与产出增长不确定性之间的影响关系检验

为了判断产出增长与产出增长不确定性之间影响关系的方向, 我们可以构造二元 *VAR* 模型来检验产出增长不确定性是否对产出增长水平具有显著的 *Granger* 因果影响。

1. 单位根检验

变量的平稳性是度量和检验时间序列模型的重要基础, 若对非平稳时间序列模型进行度量, 则会导致伪回归的出现。因此, 为了保证回归结果的无偏性、有效性和稳健性, 本文采用 *ADF* 检验以及 *PP* 检验方法对产出增长及其不确定性序列的平稳性进行检验, 其中, 滞后阶数依照 *Campbell*和 *Peron*的选取原则进行选取, 临界值由 *Mackinnon* 给出。表 3分别给出了包含趋势项以及不包含趋势项的 *ADF* 及 *PP* 序列单位根检验结果, 可以看到, 产出增长水平值序列非平稳, 其一阶差分序列平稳, 而产出增长不确定性水平序列平稳。

表 3 单位根检验

变量	ADF 检验		PP 检验	
	截距项	截距项和趋势项	截距项	截距项和趋势项
y_t	- 1.8704	- 1.8386	- 2.5504	- 2.5325
Δy_t	- 13.896**	- 13.870**	- 16.503**	- 16.486**
σ_t^2	- 11.999**	- 12.372**	- 11.989**	- 12.250**

说明: “*” 和 “**” 分别表示在 5% 水平和 1% 水平下单位根检验统计量显著。

2. *Granger* 因果关系的计量检验

下面使用 *Granger*因果关系检验来判断产出增长率水平与不确定性之间的影响关系。我们使用下面的二元 *VAR* 模型:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \sigma_t^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_y \\ c_\sigma \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & \phi_{12}^{(1)} \\ \phi_{21}^{(1)} & \phi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \sigma_{t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(2)} & \phi_{12}^{(2)} \\ \phi_{21}^{(2)} & \phi_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-2} \\ \sigma_{t-2}^2 \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(p)} & \phi_{12}^{(p)} \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ \sigma_{t-p}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \tag{9}$$

其中, ε_{1t} 和 ε_{2t} 是互不相关的白噪声过程; c_y 、 c_σ 和 ϕ_{ij}^s , $i, j, s = 1, 2$ 均为未知参数; p 代表 *VAR* 模型的最优滞后阶数。我们应用 *AIC* 准则和 *SC* 准则确定使得 *AIC* 值和 *SC* 值最小的滞后阶数为 $p = 4$ 。方程 (9) 不仅描述了产出增长率水平与不确定性之间的短期动态关系, 同时也结合了包含在残差序列中的长期历史信息。如果产出增长率的不确定性对预测或解释产出增长率水平没有任何帮助, 则称不确定性对产出增长率水平没有显著的 *Granger* 影响。如果将预测局限在线性投影上, 则对应的参数约束为:

$$H_0: \phi_{12}^{(1)} = \phi_{12}^{(2)} = 0 \tag{10}$$

这是对回归系数的约束性条件, 可以利用系数限制性的 χ^2 - 统计量进行检验。具体检验结果和

显著性水平由表 4 给出。检验结果表明，产出增长不确定性对产出增长水平没有显著的 *Granger* 影响，这意味着产出增长不确定性对产出增长水平的变化行为没有预测或解释能力。类似地，我们可以检验产出增长对产出增长不确定性的 *Granger* 影响关系。可以看到，由于在 1% 的显著性水平下，无法拒绝不存在 *Granger* 影响的原假设，因此可以认为产出增长水平对产出增长不确定性具有显著的 *Granger* 影响，这说明产出增长变化能够预测或解释产出增长波动性行为。

表 4 *Granger* 因果关系检验结果

原假设	χ^2 - 统计量	自由度	<i>P</i> 值
σ_t^2 非 <i>Granger</i> 影响 y_t	1.3495	4	0.8529
y_t 非 <i>Granger</i> 影响 σ_t^2	54.5920	4	0.0000

在产出增长和产出增长不确定性的二元 *VAR* 模型中，我们得到了产出增长不确定性对产出增长过程没有显著影响的经验结论。此结论与 Friedman^① 的理论观点以及 Speight^② 和 Fountas 等^③ 的经验研究相符合。

3. *VAR* 模型的脉冲响应及方差分解

在得到变量间 *Granger* 因果关系的检验结果以后，可以进一步在 *VAR* 模型中描述各成分变量扰动之间的冲击影响。在此考虑滞后 p 阶 *VAR* 模型，假设 x_t 是多元平稳时间序列，则 *VAR* 模型的结构式方程为：

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \dots + \Gamma_p x_{t-p} + \varepsilon_t \tag{11}$$

其中， B 和 Γ_i 为参数矩阵， ε_t 是作用在所有分量上的结构式冲击。在 *VAR* 结构中可以利用冲击反应函数识别出结构变量 x_t 对于各种冲击的动态反应过程。将结构式方程转化为简化式方程：

$$x_t = A^{-1} \Gamma_0 + A^{-1} \varepsilon_t, A = (B - \Gamma_1 L - \dots - \Gamma_p L^p) \tag{12}$$

其中， L 是滞后算子， A 是算子多项式构成的矩阵，假设其特征根均落在单位圆外。我们如果设定了结构式冲击发生的先后顺序，即具体给定变量的分解顺序，则可以进一步获得简化式 (12) 的可识别性约束。这时在获得上述简化式估计的基础上，可以判断可识别 *VAR* 模型中的经济变量对于结构式冲击的动态反应乘数。本文选取滞后长度为 12 个月，通过具体计算广义脉冲响应函数可以得到如图 4 和图 5 所示的冲击反应路径图，其中，横坐标表示冲击发生后的时间间隔（月份），纵坐标表示冲击反应程度（坐标刻度表示的百分数），图中虚线表示 1 倍标准差范围内的置信曲线。

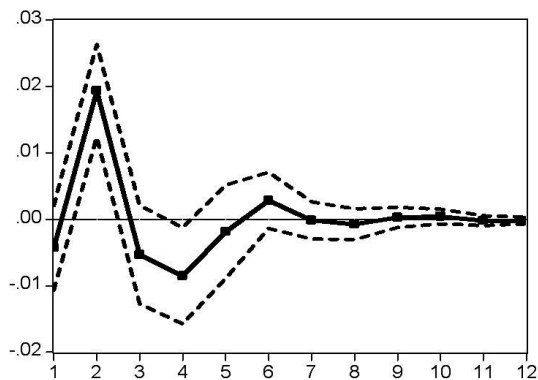


图 4 π_t 对 σ_t^2 的冲击反应路径

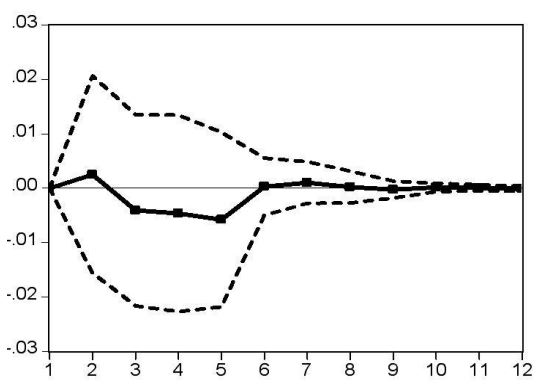


图 5 σ_t^2 对 π_t 的冲击反应路径

① Friedman M., “The Role of Monetary Policy,” *American Economic Review*, 1968 (58), pp. 1–17.

② Speight A., “UK Output Variability and Growth: Some Further Evidence,” *Scottish Journal of Political Economy*, 1999 (46), pp. 175–184

③ Fountas S., Karanasos M., Mendoza A., “Output Variability and Economic Growth: The Japanese Case,” *Bulletin of Economic Research*, 2004 (56), pp. 353–363.

从图4可以看出,当发生1单位的正向产出增长冲击以后,这是暂时冲击,冲击发生以后便立即消失),产出增长不确定性在冲击的当期骤然下降0.0043个单位以后迅速回升,在第2个月达到正向0.0193个单位的最大值后陡然下降并在第4个月达到0.0085个单位的负向最大值,而后随着时间的推移大约在产出增长冲击发生的7个月以后,冲击反应逐渐衰减至零附近。

与图4不同,图5的结果告诉我们,当发生1单位的正向产出增长不确定性冲击以后,产出增长在冲击的当期没有任何变动的迹象,而在冲击发生后的第2个月出现0.0025个单位的正向反应,随后反应方向再次发生改变并缓慢下降,在第5个月达到0.0058个单位的负向最大冲击后,大约在产出增长冲击发生后的第7个月逐渐衰减至零附近。相比较,产出增长不确定性对产出增长的冲击反应极为微弱。

表5 产出增长不确定性的方差分解

长度	标准差	y_t	σ_t^2	长度	标准差	y_t	σ_t^2
1	0.1266	0.8824	99.118	7	0.1333	18.588	81.412
2	0.1270	15.325	84.675	8	0.1333	18.603	81.397
3	0.1318	16.050	83.950	9	0.1334	18.605	81.395
4	0.1320	18.286	81.714	10	0.1334	18.610	81.390
5	0.1332	18.365	81.635	11	0.1334	18.612	81.388
6	0.1332	18.587	81.413	12	0.1334	18.613	81.387

为了描述冲击扰动在不确定性形成中的作用,表5给出了产出增长不确定性在1个月至12个月时间间隔上的广义方差分解结果(各个变量成分所在各列表示其在标准差形成过程中的贡献)。从表中可以看出,随着时间的推移,产出增长率不确定性的方差贡献在不断减弱,而产出增长率的方差贡献在逐渐增强。同时看到,在3个月以后,产出增长率及其不确定性的方差贡献度基本保持不变。

三、中国产出增长过程记忆性和相关性测度的主要结论

本文旨在估计和识别驱动产生产出增长水平和产出增长不确定性中存在高度持续性的参数,并进一步检验我国产出增长水平和产出增长不确定性之间的关系。基于我国月度工业增加值增速数据,我们获得了如下重要的认识和判断:

通过 $ARFMA - FIGARCH$ 过程的估计和检验,我们发现产出增长过程一阶矩中不存在长期记忆性行为,而在产出增长过程条件二阶矩中发现了显著的长期记忆性行为。这说明,我国产出增长水平序列中不存在显著的长期记忆性,而产出增长不确定性序列中均存在显著的长期记忆性。无论是利用 $ARFMA - FIGARCH$ 模型所获得的产出增长序列与产出增长不确定性序列之间具有的正相关关系,还是在构造二元 VAR 模型的基础上运用 *Granger* 因果关系检验发现的产出增长水平对产出增长不确定性具有单向影响,都意味着高(低)产出增长过程将引发强(弱)产出增长不确定性,因此产出增长不确定性与实际产出增长变化正相关。

本结论与引言中其他学者的发现是一致的,所不同的是,本文是基于考虑产出增长水平和产出增长不确定性均存在长期记忆性下获得的,经验结论更为松弛、更具一般性。此外,本文的脉冲反应函数图说明,产出增长能够对产出增长不确定性产生较为显著的冲击反应,而产出增长不确定性对产出增长产生相对较微弱的有效冲击反应。方差分解结果表明,随着时间的推移,产出增长不确定性的方差贡献在不断减弱,而产出增长的方差贡献在逐渐增强,在冲击反应发生的3个月以后,产出增长及其不确定性的方差贡献度基本保持不变。

如何解释“产出不确定性与产出增长水平之间的正相关性”的实证结论,是一个无法回避并尚未达成共识的问题。就我国经济的具体情形而言,我们认为主要有两点原因。一个原因是我国目前存

在大量的风险性投资并追逐风险性收益。由于我国经济增长的整体趋势比较明朗, 国家经济风险水平较低, 风险投资的预期收益足以补偿相应的“风险溢价”, 导致整个社会的投资累积过程存在风险与收益之间正的替代关系, 进而体现为产出不确定性(即国家经济风险)与产出增长(即社会总投资的整体收益率)之间的正向影响关系; 另一个原因是居民储蓄总量与经济增长水平之间存在正的相关性。由于在实际收入水平当中存在较大的波动性, 因此实际收入的不确定性将增强社会的预防性储蓄动机, 从而导致经济波动性较高时储蓄水平也较高, 储蓄总量的增加进而导致社会总投资规模增加, 总投资通过一定的乘数作用提高了其后阶段的社会产出水平, 最终导致实际收入波动性与经济增长率水平之间的正相关性。

在宏观调控过程中, 由于产出增长不确定性经常是在产出增长处于高位时也接近或达到峰值, 此时降低产出增长水平势必会进一步促使产出增长不确定性的增强。因此在产出高速增长阶段, 政策制定者首先应该考虑维持产出增长的稳定性, 从而避免产出增长不确定性增加而导致的社会成本损失。

此外, 由于我国产出增长水平中不存在长期记忆性行为, 而产出增长不确定性中存在显著的长期记忆性行为, 因此我国产出增长的动态调整机制就更为复杂。与产出增长水平不同, 由于当前产出增长不确定性不同程度地依赖自身较长时期的历史信息, 也对未来较长时期的变化过程产生一定程度的影响。因此, 在经济政策操作时, 无论是想降低高位的产出增长水平和减弱强烈的产出增长不确定性, 还是刺激低位的产出增长水平和激活惰性的产出增长不确定性, 都不仅要充分考虑长期记忆性因素的作用, 也要考虑到产出增长水平与产出增长不确定性之间的影响方向。这就需要在实施相关经济政策和选择相关中介目标时, 既要考虑政策操作的规则性, 也要考虑政策的期限结构。

责任编辑: 李 华